

Közzététel: 2018. december 4.

A tanulmány címe:

Térségek konvergenciájának vizsgálata a V4-országokban

Szerzők:

Kotosz Balázs, a Szegedi Tudományegyetem egyetemi docense, e-mail: balazskotosz@gmail.com

Lengyel Imre, a Szegedi Tudományegyetem egyetemi tanára, e-mail: ilengyel@eco.u-szeged.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2018.11-12.hu1069>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány, vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 96. évfolyam 11–12. számában megjelent, Kotosz Balázs és Lengyel Imre által írt „Térségek konvergenciájának vizsgálata a V4-országokban” című tanulmány (link csatolása)”

7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH, vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Térségek konvergenciájának vizsgálata a V4-országokban*

Kotosz Balázs,
a Szegedi Tudományegyetem
egyetemi docense
E-mail: balazskotosz@gmail.com

Lengyel Imre,
a Szegedi Tudományegyetem
egyetemi tanára
E-mail: ilengyel@eco.u-szeged.hu

A tanulmány a négy visegrádi ország (Csehország, Lengyelország, Magyarország és Szlovákia) térségeinek konvergenciafolyamatait vizsgálja a 2000 és 2014 közötti időszakban. A szerzők a NUTS 3 területi egységeket veszik alapul, mert azok pontosabban tükrözik a gazdaság valós térszerkezetét, mint a hasonló elemzésekben szokásos NUTS 2 régiók; a térszerkezet jellegzetességei miatt azonban összevonásokat is alkalmaznak. Kutatási céljuknak megfelelően termelési oldalról közelítenek a problémához, azaz az előállított értékben mért közeledést elemzik, kiszűrve a vásárlóerő-paritás országos szintű méréséből adódó torzítást.

A teljes időszakot alapul véve, az eredmények a konvergencia hiányát mutatják, csak a 2008-as válságot követő időszakban figyelhető meg az egyenlőtlenségek érdemi mérséklődése. A régiók növekedése szempontjából kulcsfontosságúnak tűnik, hogy melyik országhoz tartoznak, mivel az országos folyamatok és intézmények erősebben hatnak a növekedésre, mint a térségek kezdeti fejlettsége vagy a nagyvárosok agglomerációs előnyei.

TÁRGYSZÓ:
Konvergencia.
Egy főre jutó bruttó hazai termék.
Visegrádi országok.

DOI: 10.20311/stat2018.11-12.hu1069

* A kutatást az EFOP-3.6.2-16-2017-00007 azonosító számú „Az intelligens, fenntartható és inkluzív társadalom fejlesztésének aspektusai: társadalmi, technológiai, innovációs hálózatok a foglalkoztatásban és a digitális gazdaságban” című projekt támogatta. A projekt az Európai Unió támogatásával, az Európai Szociális Alap és Magyarország költségvetése társfinanszírozásában valósul meg.

Az országok eltérő gazdasági növekedésére magyarázatot adó Solow-modell (Solow [1956]) megjelenése után indultak el azok a vizsgálatok, amelyek a modellben megfogalmazott konvergenciát, azaz az országok növekedési pályáinak közeledését vagy éppen hiányát elemezték. A növekedési modell kiterjesztései után a konvergencia vizsgálatát az 1990-es években Barro–Sala-i-Martin [1991] vezették be, ami – és ezen belül főleg a NUTS 2 (Nomenclature des unités territoriales statistiques – Statisztikai Célú Területi Egységek Nomenklatúrája) területi egységek konvergenciájának elemzése (Forgó–Jevcak [2015]) – az Európai Unióban a regionális politika nyomán vált népszerűvé. Goecke–Hüther [2016] arra hívják fel a figyelmet, hogy alacsonyabb területi szinten az ezredforduló utáni nyugat- és kelet-európai konvergenciafolyamatok egymással ellentétesek, ugyanis a nyugati növekvő egyenlőtlenségekkel szemben keleten csökkenés tapasztalható.

Empirikus elemzésünkben a négy visegrádi ország (Csehország, Lengyelország, Magyarország és Szlovákia) (együtt: V4-országok) térségeinek konvergenciáját vizsgáljuk 2000 és 2014 között. Herz–Vogelnek [2013] a rendszerváltást követő évtizedre, majd Monastiriotisnak [2011] az 1990 és 2008 közötti időszakra vonatkozó számításai a konvergencia hiányát mutatták ki. Frissebb adatok alapján Zdražil–Applová [2016] és Benedek–Kocziszky [2017] is hasonló eredményekre jutottak, azonban elemzéseik nem a térszerkezetet követő területi egységekre vonatkoztak, és korlátozottabb konvergenciaszámítási eszköztárra építettek.

A korábbi kutatásokhoz képest elemzésünk három újdonsággal szolgál. Egyrészt a vizsgálatokat alapvetően NUTS 3 szinten végezzük, azonban az ESPON (European Spatial Planning Observation Network – Európai Területi Tervezési Hálózat) ajánlása alapján (Grasland–Madelin [2007]) összevonjuk azokat a térségeket, ahol a NUTS-rendszer térfelosztása nem követi a funkcionális térhasználatot. A gyakorlatban ez azt jelenti, hogy több nagyváros, leválasztva vonzáskörzetétől, önálló NUTS 3-as statisztikai egységet képez, míg más helyeken a nagyvárosok és vonzáskörzetük együtt képeznek egy-egy területi-statisztikai egységet. A torzítások elkerülése érdekében, hasonlóan Smetkowski–Wojcik [2012] tanulmányához, ezeket egységnek tekintjük (Lengyel–Kotosz [2018]). Másrészt az adatok lehetővé teszik a 2008-as válságból való kilábalás folyamatának vizsgálatát, mivel egyes konvergenciamegközelítések alkalmasak a 2010 és 2014 közötti folyamatok elemzésére, azoknak a válság előtti helyzettel való összehasonlítására. Harmadrészt Capello–Caragliu–Fratesi [2015] feltevését is teszteljük, miszerint a nagyvárosi agglomerációk, a kisvárosi és a rurális térségek eltérő fejlődési pályát futnak be. Tekintettel arra, hogy a gazdasági növekedés a közgazdaságtanban elsősorban termelési (kínálati oldali) kérdés, az elsősorban fogyasztási (keresleti) oldali, vásárló-

erő-paritáson való értékelést szándékosan mellőzzük. Ezzel a vásárlóerő-paritás országos szintű méréséből adódó torzítást is kiszűrjük.

A tanulmány felépítése a következő: az első fejezetben a konvergencia koncepcióit és mérési lehetőségeit tekintjük röviden át, bemutatva az általunk alkalmazott eszközöket. Ezt követően a felhasznált adatok körét és a hozzájuk kapcsolódó módszertani dilemmákat tisztázzuk. A harmadik fejezetet az empirikus eredmények közlésének és a számszerű eredmények értelmezésének szenteljük. Végül, a korábbi fejezethez igazítva, a konvergenciával kapcsolatos eredményeket összegezzük.

1. Konvergencia: koncepciók és mérés

A konvergencia fogalmát az elméleti közgazdaságtani és a regionális gazdaságtani szakirodalom is sokrétűen értelmezi. A tágabb értelmezések magukban foglalják a területi különbségek csökkenésének teljes tárházát, így olyan fogalmakkal is találkozhatunk, mint a felzárkózás, a differenciálódás, a polarizáció, a tagolódás vagy a nivelláció (Dusek–Kotosz [2016]; Harcsa [2015a], [2015b]; Kotosz [2016]). A konvergencia sokféle értelmezése közül tanulmányunkban azt a megközelítést alkalmazzuk, ami a területi egységek közötti különbségek csökkenését – azaz nem valamilyen külső szinthez való felzárkózást (amire jó példa Lengyel–Kotosz [2018]), hanem a csoporton belüli közeledést – vizsgálja. A földrajzi lehatárolás eredményeképpen egy viszonylag homogén, közös történelmi múlttal rendelkező országcsoport kerül górcső alá, amelyen belül az eltérő fejlődési pályák feltárása gazdaságpolitikai, területfejlesztési szempontból is fontos és érdekes lehet.

A konvergencia mérési megközelítései alapján jellemzően három kategóriát különböztetnek meg, amelyek számunkra is relevánsak (Capello–Nijkamp [2009], Dusek–Kotosz [2016], Fischer–Stumpner [2009], Le Gallo–Fingleton [2014]):

1. *Abszolút konvergencia* esetén a kevésbé fejlett területi egységek minden egyéb tényezőtől függetlenül a fejlettekhez tartanak. A gazdasági növekedési elméletek szempontjából ez azt jelenti, hogy az egyes területi egységek azonos egyensúlyi állapothoz tartanak. Mérési szempontból e kategória a legegyszerűbb a három közül, mivel kontrollváltozókat nem igényel (például β -konvergencia esetén a /4/ egyenlet magyarázó változóként csak a kiinduló értéket tartalmazza, a σ -konvergencia csak abszolút konvergenciaként értelmezhető).

2. *Feltételes konvergencia* esetén konvergencia csak akkor mutatható ki, ha a vizsgálatba bevonjuk az egyensúlyi állapotot meghatározó

kontrollváltozókat is, vagyis az egyes területi egységek közötti eltérések állandók is lehetnek. Ez a megközelítés a közgazdasági elméletek ökonometriai eszközökkel való igazolásához áll a legközelebb, de területi elemzésekben a kontrollváltozók közötti összefüggések miatt nehezebben használható (például β -konvergencia esetén az egyenlet magyarázó változóként a kiinduló érték mellett kontrollváltozókat is tartalmaz).

3. A *klubkonvergencia* fogalmát *Baumol* [1986] munkája nyomán kezdték el használni; azt jelenti, hogy az egyes területi egységek csoport-(klub)specifikus egyensúlyi állapotukhoz tartanak, például az Európai Unió régiói az uniós átlaghoz, míg más régiók más átlaghoz, ha egyáltalán konvergálnak. A területi egységek egyes csoportjaira vonatkozó kezdeti feltételek határozzák meg a konvergenciafolyamatokat, szemben a feltételes konvergenciával, ahol a közgazdasági modell időben nem állandó változói eredményezhetik a konvergenciát. (Például β -konvergencia esetén az egyenlet magyarázó változóként a kiinduló érték mellett a régiócsoportokat kezdő időpontban elkülönítő változókat is tartalmazza.) A klubkonvergencia a lokális elemzésekből kirajzolódó konvergenciaaklaszterektől vagy -kluboktól eltérő fogalom, utóbbiak a konvergenciafolyamat hasonlóságán alapulnak, és nem a kezdeti feltételekhez kötődnek. A klubkonvergencia kérdésével a tér-ségben *Artelaris–Kallioras–Petraikos* [2010] és *Simionescu* [2015] foglalkozik részletesebben.

A konvergencia tesztelése idősoros és keresztmetszeti megközelítésben is elvégezhető. Az idősoros tesztelés lényege, hogy eloszlásokat hasonlítunk össze időben. A legtöbb módszer az eloszlás valamely releváns jellemzőjét vizsgálja, a lehetséges jellemzőket *Monfort* [2008] munkája tekinti át részletesen. A leggyakrabban használt mutatók a heterogenitás legismertebb mutatószámán, a variancián¹ alapulnak, közülük is kiemelkedik a relatív szórás, ami a területi egységek relatív különbségeire épít. Míg ennek csökkenése konvergenciára, addig növekedése divergenciára utal. Az időbeni növekedés vagy csökkenés tesztelése az idősorok jellegétől függően gyakrabban determinisztikus, ritkábban sztochasztikus idősorelemzéssel történik. A legegyszerűbb tesztelhető egyenlet:

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \varepsilon_t, \quad /1/$$

ahol V_t a relatív szórás a t -edik időszakban, a β -k becsült paraméterek, míg ε a véletlen változó.

¹ Innen származik az elnevezése is, a σ -konvergenciában szereplő σ a szórás leggyakrabban használt jelölése.

Tanulmányunkban a rendelkezésre álló rövid idősorok miatt a kérdés csak egyszerű idősoros eszközökkel vizsgálható, a trend negatív meredekségének szignifikáns voltát t -próbával ellenőrizhetjük.

A relatív szórás mellett a felbontásra alkalmas szórásnégyzetet és Theil-indexet is felhasználtuk a σ -konvergencia elemzésére, az utóbbit felbonthatóságán túl relatív mutatókra való alkalmazhatósága miatt. A Theil-index az általánosított entrópiaindex speciális esete, formulája n területi egység esetében (Dusek–Kotosz [2016]):

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{y_i}{y} \ln \left(\frac{y_i}{y} \right) \right], \quad /2/$$

ahol a nevezőkben y , a vizsgált változó átlaga szerepel. A mutató értékkészlete az alapformula szerint a $[0; \ln n]$ intervallum, amely $\ln n$ -nel osztva a $[0; 1]$ intervallumra normalizálható. 0 értéket akkor vesz fel, ha nincsenek egyenlőtlenségek, maximumot pedig akkor, ha a vizsgált jelenség egyetlen területi egységre koncentrálódik. Az index a példánkban szereplő egy főre jutó mutatók alapján súlyozással számítható ki. Az így kapott mutató már közvetlenül nem értelmezhető, de magasabb értéke nagyobb mértékű egyenlőtlenségekre utal (Major–Nemes Nagy [1999]).

A Theil-index – az entrópiatípusú mutatókhoz hasonlóan – felbontható. Értéke a részsokaságokon belüli egyenlőtlenségek súlyozott átlagának és a részsokaságok közötti egyenlőtlenségek összegével egyenlő. Egy ország jövedelmi viszonyainak egyenlőtlensége felbontható az egyes régiókon belüli és az azok közötti egyenlőtlenségek összegére, példánkban a visegrádi országok megyéi közötti eltérések az országokon belüli és az országok közötti egyenlőtlenségek összegére. A felbontás során kapott arányok százalékos formában értelmezhetők. A sokaságot m részsokaságra osztva és az i -edik részsokaság értékösszegeből való részesedésére az s_i , a részsokaságok Theil-indexére a T_{T_i} jelölést bevezetve:

$$T = \sum_{i=1}^m s_{iT_{T_i}} + \sum_{i=1}^m s_i \ln \frac{\bar{y}_i}{y}. \quad /3/$$

A konvergencia keresztmetszeti tesztelésének legismertebb eszköze a β -konvergencia (Fuss [1999]). A teszteléshez használt egyenlet:

$$\frac{\ln y_{jt} - \ln y_{j0}}{t} = \alpha + \beta \cdot \ln y_{j0} + \varepsilon_j, \quad /4/$$

ahol y_j a vizsgált indikátor (esetünkben az egy főre jutó GDP [bruttó hazai termék]) a j -edik régióban, t és 0 az időt jelző indexek, α és β becsült paraméterek, míg ε

a véletlen változó (*Young–Higgins–Levy* [2008]). A β -konvergencia elnevezése a becült egyenlet β paraméteréből származik, mivel annak negatív értéke jelzi a konvergenciát, pozitív értéke a divergenciát. Nullától való eltérését a regressziószámításban t -teszttel lehet ellenőrizni.

Feltételes konvergencia esetén az egyenlet a kontrollváltozókkal bővül:

$$\frac{\ln y_{jt} - \ln y_{j0}}{t} = \alpha + \beta \cdot \ln y_{j0} + \sum_{i=1}^k \theta_i \cdot \mathbf{x}_{ji} + \varepsilon_j, \quad /5/$$

ahol \mathbf{x}_i a kontrollváltozók vektora, θ pedig a kontrollváltozók becült együtthatóinak a vektora. Míg a célváltozó (aminek a konvergenciáját vizsgáljuk) értékeiből a vizsgált időszak első és utolsó megfigyelésére van szükség, addig a kontrollváltozók bármely időszaktól származhatnak, bár az endogenitási problémák elkerülése érdekében célszerű az első időszak adatát figyelembe venni vagy valamely releváns átlaggal számolni.

A konvergencia sebessége:

$$b = \frac{-\ln(1 + \beta t)}{t}, \quad /6/$$

felezési ideje pedig $\ln 2/b$ (*Oblath* [2013]). Az így kapott érték azt jelzi, hogy a megfigyelt egységek közötti különbségek mennyi idő alatt feleződnek meg a múltbeli folyamatok változatlanóságát feltételezve.

A β -konvergenciát abszolút konvergenciát feltételezve a /4/, feltételes konvergenciát feltételezve az /5/ egyenlet becslésével vizsgálhatjuk. A kontrollváltozók kezdeti meghatározottsága esetén az /5/ egyenlet becslése a klubkonvergencia tesztelésére vezet. A β -konvergencia elméleti konstrukciója következtében az abszolút modellben endogenitási probléma nem léphet fel (a növekedés mértéke nem lehet oka a kezdeti szintnek), így a legkisebb négyzetek módszerével való becslésnek nincs elvi akadálya. Szükségessé válhat a módszer további feltevéseinek ellenőrzése és esetleg korrekciós eljárások alkalmazása (például standard hibák korrigálása heteroszkedaszticitással). A keresztmetszeti elemzésben szereplő 99 elemű minta lehetővé teszi az aszimptotikus tesztek használatát. Mivel elemzésünkben nem térünk ki a területi összefüggések (például a területi késleltetés) tárgyalására, nincs szükség a területi ökonometria eszköztárára és becslési eljárásaira (például az általánosított momentumok módszerére) (*Durlauf–Johnson–Temple* [2005]).

A tanulmányban mind a σ -, mind a β -konvergenciát vizsgáljuk, az utóbbit abszolút, feltételes és az országok mint klubok elkülönítésével klubkonvergencia-változatban.

2. Adatok, módszertani dilemmák

Az Európai Unióban a regionális politika hatására az országhatárokat „átlépő” regionáliskonvergencia-elemzések leggyakrabban alkalmazott területi szintje a NUTS 2. Az európai adatgyűjtések is elsődlegesen ezen a területi szinten történnek (*Brandmueller et al.* [2017]), és ugyancsak ezeket a régiókat veszik alapul a regionális versenyképességi index összeállításakor (*Annoni–Dijkstra–Gargano* [2017]). Mi e gyakorlattól eltérően alapadatainkat NUTS 3-szinten gyűjtöttük, az elemzési egységek kialakítása során azonban figyelembe vettük az ESPON-projekt keretében kidolgozott és *Grasland–Madelin* [2007] tanulmányában megfogalmazott ajánlásokat, így NUTS 2/3-szinten dolgoztunk. A munkát nehezítette, hogy a NUTS 3-szintű területi egységek lehatárolása a vizsgált térségben gyakran változó nómenklatúra szerint történt az elmúlt évtizedekben, különösen Lengyelországban, ahol a NUTS 3-szintnek nincsenek történelmi, közigazgatási hagyományai. A változó területi lehatárolás össze nem hasonlítható területi egységekhez vezet, hacsak az adatok megfelelő konverziója nem történik meg. Tanulmányunkban a 2015-ben kialakított NUTS-beosztást vesszük figyelembe, amely területi egységekre visszamenőleg 2000-től állnak rendelkezésre adatok.²

Az ESPON-projektben ajánlott NUTS 2/3-technikával nagyvárosi régiókat vontunk össze, ahol a funkcionális terek ezt indokolták (például Budapestet és Pest megyét). Így végezetül 99 területi egységet alakítottunk ki (*Lengyel* [2017], *Lengyel–Kotosz* [2018]): 13-at (köztük *Praha++*-t [Praha és Středočeský]) Csehországban, 19-et (köztük *Budapest++*-t [Budapest és Pest megye]) Magyarországon, az eredeti 72-ből 60-at (köztük *Warszawa++*-t [M. Warszawa, Warszawski-wschodni és Warszawski-zachodni]; *Łódź++*-t [M. Łódź és Łódzki]; *Kraków++*-t [M. Kraków és Krakowski]; *Katowicki++*-t [Katowicki, Bytomski, Gliwicki, Sosnowiecki és Tyski]; *Poznań++*-t [M. Poznań és Poznański]; *Szczecin++*-t [M. Szczecin és Szczeciński]; *Wrocław++*-t [M. Wrocław és Wrocławski]; *Gdański++*-t [Gdański és Trójmiejski]) Lengyelországban, valamint 7-et (köztük *Bratislavský++*-t [Bratislavský és Trnavský]) Szlovákiában. A továbbiakban az egyszerűség kedvéért ezekre a területi egységekre mint megyékre hivatkozunk. Az összevonások következtében a területi autokorrelációt okozó tényezők is mérséklődnek.

Az adatok az országok nemzeti statisztikai hivatalaitól és az Eurostattól származnak. A különböző adatforrások adatait összevettük, eltérés esetén annak okát tisztáztuk. A megyék összevonása során az összegzés és a súlyozott átlag módszerét használtuk.

Elemzésünk fő változója az egy főre jutó GDP. Az elmúlt évtized vitái alapján megállapítható, hogy a GDP ugyan nem ideális eszköz jóléti összehasonlításokra

² Ugyan elérhető frissebb beosztás is, a 2018-tól érvényben levő nómenklatúra szerint azonban visszaszámított adatok nem állnak rendelkezésre.

(*Stiglitz–Sen–Fitoussi* [2009]), mégis a makrogazdasági teljesítmény mérésének egy elfogadható mérőszáma (*Hüttl* [1997], [2011]). Az elérhető leghosszabb összehasonlítható időszak biztosítása érdekében az ESA2010 szabályai szerint megállapított GDP-vel dolgoztunk, ami alapján visszaszámított adatok 2000-től állnak rendelkezésünkre. Célul a területi egységek gazdasági teljesítményében, termelésében megmutatkozó egyenlőtlenségek vizsgálatát tűztük ki, így nem volt szükség vásárlóerő-paritáson számított adatokra, melyek kalkulációja országos szinten amúgy is módszertani problémákat vet fel (*Szabó* [2016]) (alacsonyabb területi szinten az Eurostat csak országos vásárlóerő-paritási adatokkal becsült értékeket közöl (*Dusek–Kiss* [2008], *Lengyel–Kotosz* [2018])). Ez a módszertani megoldás lehetővé tette azt is, hogy elkerüljük a vásárlóerő-paritás okozta csapdát (amikor az országok közötti különbségekhez árszínvonalbeli különbségek is hozzájárulnak, szemben az országon belüli regionális adatokkal, amelyekben csak volumenkülönbségek mutatkoznak meg). Így az országos szinten mért átlagárak közeledése az országok konvergenciáját jelzi, anélkül, hogy az regionális szinten megjelenne. Adatainkat a nemzeti statisztikai hivatalok által euróban számított és az Eurostat által jóváhagyott láncvolumenindex-soros (chain-linked volume) GDP-adatok képezik, melyekből a statisztikai hivatalok által közzétett népességadatok segítségével kalkuláltuk az egy főre jutó GDP-adatokat. A láncindexek szerepét a GDP-számításban *Anwar–Szőkéné Boros* [2008] és *Hüttl–Pozsonyi–Szőkéné Boros* [2015] cikkei mutatják be.

Az egységes módszertannal készült adatok az adatbázis lezárásával, 2000-től 2014-ig állnak rendelkezésünkre, így ez az időhorizont határozta meg elemzési kereteinket. Mivel a viseigrádi országok 2004. május 1-jén csatlakoztak az Európai Unióhoz, illetve mindannyiuk fejlődését 2008–2009-ben megtörte a világgazdasági válság, három részidőszakot különböztethetünk meg: 1. 2000–2004-t (az EU-csatlakozásig); 2. növekedési szempontból a térség aranykorának számító 2004–2008-t (amikor a világgazdasági konjunktúrát az európai regionális politika támogatásai erősítették); illetve 3. 2010–2014-t, a válságból való kilábalás időszakát. A felosztás során nem akartunk túlságosan rövid időszakokat meghatározni, mivel azok nem feleltek volna meg a hosszú távú növekedési modellek logikájának. A 2004-es évet az EU-csatlakozásig tartó és az azt követő részidőszakok egyaránt tartalmazzák; 2009-et viszont kihagytuk a vizsgálatból, mert a térség gazdaságaiban (csakúgy, mint a világgazdaságban) a válságból való kilábalás eltérő időpontokban indult meg, így a pénzügyi válság utáni intervallumnak a 2010-től induló időszakot tekinthetjük.

Az egy főre jutó GDP-n kívül további változókat is bevontunk az elemzésbe. Az intézményi közgazdaságtan a gazdasági növekedésben kulcsszerepet tulajdonít az intézményeknek (*McCann–Van Oort* [2009]). A regionális szintű intézmények szerepe (*Cortinovis et al.* [2016]) túlnyomó részben országos hatáskörben dől el (*For-*

gó–Jevcak [2015], *Thissen–Graaff–Oort* [2016]), így az intézményi tényezők modellezésére országdummykat használtunk. Az országhatárok szerepének fontosságát *Bourdin* [2013] és *Kotosz* [2016] is kimutatták.

A nagyvárosokat mint agglomerációs előnyöket nyújtó térségeket *Huggins–Thompson* [2017] elméleti síkon és empirikusan bizonyítva is a regionális növekedés motorjaként tartják számon, amit *Czaller* [2016] kelet-európai kontextusban szintén megerősít. *Cuaresma–Doppelhofer–Feldkircher* [2014] Közép- és Kelet-Európában a fővárosi térségek nagyobb növekedésére hívják fel a figyelmet, míg *González-Val–Olmo* [2015] a népsűrűség és a növekedés között találtak (negatív) kapcsolatot. *Capello–Caragliu–Fratesi* [2015]) a régiók potenciális agglomerációs előnyeit településméret és népsűrűség szerint kategorizálják, különböző növekedési pályákat különítve el ezáltal. *Thissen et al.* [2016] a régiók népességének növekedésre gyakorolt pozitív hatását mutatták ki.

A térbeli koncentráció, az agglomeráció hatását három módon próbáltuk megragadni: egyrészt 2011-es népszámlálási adatok alapján, a területi egységben a legnépesebb város népességével, másrészt a népsűrűség indikátorával, végül pedig a *Capello–Caragliu–Fratesi* [2015] által javasolt csoportosítás segítségével.

1. táblázat

A régiók tipizálása

Régió típusa	Kvantitatív kritérium
Agglomeráció	– a központ lakossága > 300 000 fő és a népsűrűség > 300 fő/km ² – a népsűrűség 150–300 fő/km ²
Városi régió	– a központ lakossága 150 000–300 000 fő és a népsűrűség 150–300 fő/km ² – a központ lakóinak száma > 300 000 fő és a népsűrűség 100–150 fő/km ² – a népsűrűség < 100–150 fő/km ²
Rurális régió	– a népsűrűség < 100 fő/km ²

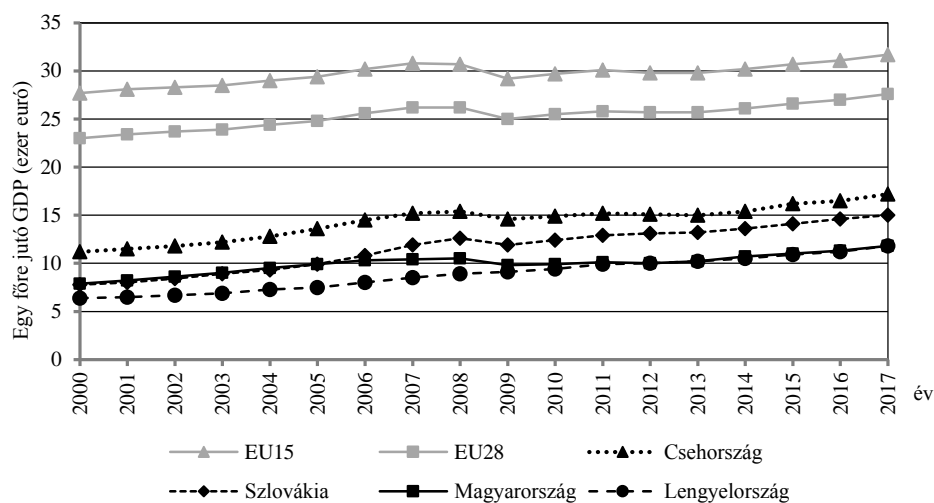
Forrás: *Capello–Caragliu–Fratesi* [2015] és *Lengyel–Kotosz* [2018] alapján saját szerkesztés.

3. Empirikus eredmények

Az elemzésekben előkerülő országhatás vizsgálata okán is érdemes áttekinteni a teljes térség és az egyes országok növekedési pályáját. Mivel az országos GDP-adatok jóval hamarabb állnak rendelkezésre, mint a regionálisak, így a folyamatok 2016-ig elemezhetők. A növekedési folyamatot jól láthatóan megtörte a 2008–2009-es válság,

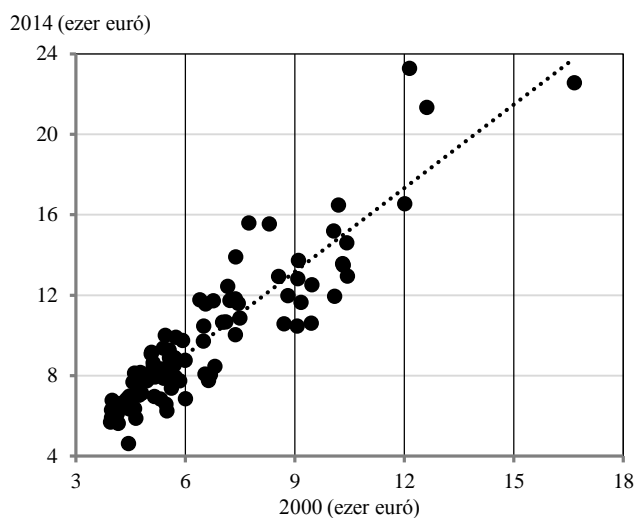
azonban annak hatása nem egységesen érvényesült. (Lásd az 1. ábrát.) Lengyelországban lényegében nem volt érzékelhető visszaesés, ami jelentős mértékben hozzájárult felzárkózásához a többi visegrádi országhoz és az országok közötti különbségek csökkenéséhez (Farkas [2017]).

1. ábra. Az országok egy főre jutó GDP-jének alakulása



Forrás: Itt és a további ábráknál, táblázatoknál Eurostat [2018] alapján saját szerkesztés.

2. ábra. A megyék egy főre jutó GDP-jének alakulása

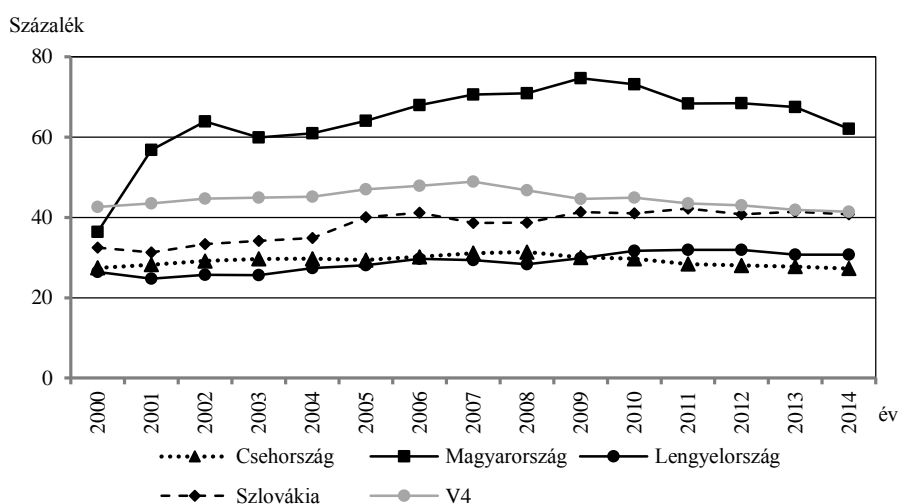


A 2. ábrán a V4-országok megyéi egy főre jutó GDP-jének 2000. és 2014. évi értékeit tüntettük fel, hogy áttekintést kapjunk a teljes (2000 és 2014 közötti) időszak konvergenciafolyamatáról. Míg a megyék közül a 15 év során a legalacsonyabb egy főre jutó GDP-értéket (3 947 eurót) a lengyel Chelmsko-zamojski megye érte el 2000-ben, addig a legmagasabbat (24 026 eurót) 2008-ban Prága és vonzáskörzete. A legkisebb mértékű növekedést Nógrád megye (38,2%), a legnagyobbat a lengyel Plocki megye (167,0%) mutatta. Az adatsorok részletes elemzése az idősorok szét-tartását jelzi, különösen a felső szegmens mutat divergáló pályát. Érdeemes megjegyezni, hogy nemcsak Lengyelország egésze, de a megyék nagyobb része is visszaesés nélkül tudta átvészelni a 2008–2009-es válságot, mindössze 9 megye eredményei lettek 2009-ben rosszabbak.

3.1. σ -konvergencia

A σ -konvergenciát a relatív szórás alapján vizsgáljuk, amelynek alakulása a vizsgált időszak egészében nem volt azonos irányú: a 3. ábra szerint 2007-ig növekedést, utána csökkenést mutatott. Az országok eltérő pályákon mozogtak: míg Lengyelországban és Szlovákiában az egyenlőtlenségek kisebb hullámzással, de folyamatosan növekedtek, addig Csehország és Magyarország esetén egy-egy fordulópontra azonosítható. A determinisztikus idősoranalízis is a σ -konvergencia hiányát igazolja a 15 év során, ugyanis Csehország kivételével a V4-országok körében szignifikáns divergencia figyelhető meg. (Lásd a 2. táblázatot.)

3. ábra. A σ -konvergencia (relatív szórás) alakulása



A négy ország közül Magyarországon voltak legnagyobbak a területi egyenlőtlenségek: a relatív szórás-értékek 2000 és 2002 között rohamosan emelkedtek, majd egy kisebb megtorpanást követően lassabban, de tovább nőttek, és bár 2009-től mérséklődtek, a másik három ország értékeihez képest még így is kimagaslók voltak.

2. táblázat

A relatív szórás-trendek fő paramétereinek előjele

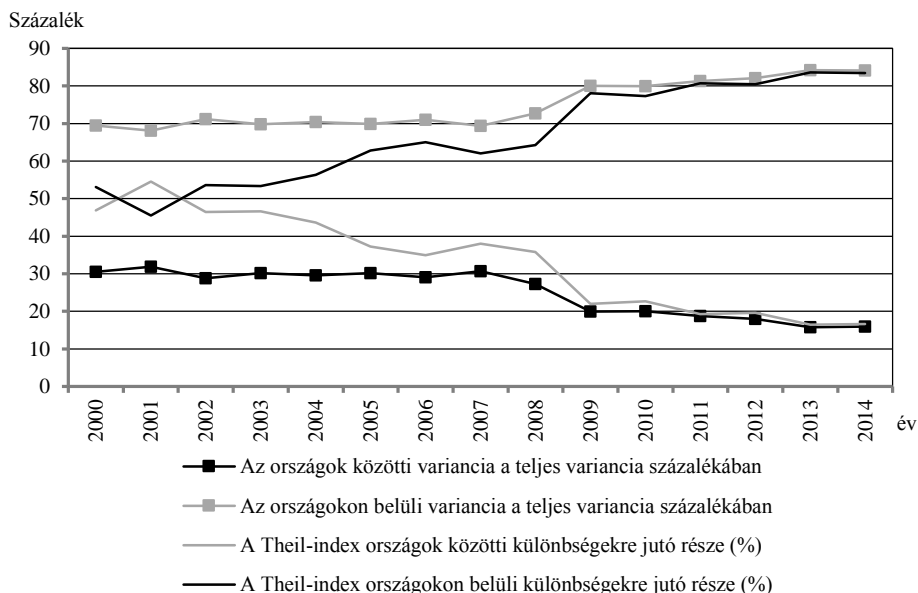
Ország/országcsoport	Lineáris	Másodfokú	Harmadfokú
	függvény		
Csehország	–	–	+
Magyarország	+**	–	+
Lengyelország	+***	–	–
Szlovákia	+***	–	–
V4-országok	–	–	+

Megjegyzés. ** $p < 0,05\%$, *** $p < 0,01\%$ (lineáris trend esetén).

A folyamatok nem lineáris jellege miatt másod- és harmadfokú függvényeket is vizsgáltunk. Az előbbieket a 4 ország esetén külön-külön és az országcsoport egészét tekintve is fordított U-alakot vettek fel, azaz az adatok az egyenlőtlenségek jövőbeli csökkenését, bizonyos fokú konvergenciát jeleznek. A trendszámítás megerősíti a korábbi, növekvő, majd csökkenő egyenlőtlenségekről levont következtetésünket. A harmadfokú függvények hosszú távon a visegrádi országok megyéinek egyre nagyobb egyenlőtlenségét jelzik, ami elsősorban Magyarország és Csehország belső egyenlőtlenségeinek növekedéséből, másodsorban az országok közötti egyenlőtlenségekből fakad. A σ -konvergencia elemzése összességében azt mutatja, hogy Csehországot és Magyarországot hasonló mértékű, hosszú távon növekvő egyenlőtlenség jellemzi a többi V4-országhoz képest, Lengyelország és Szlovákia pedig szintén hasonló, de a másik két országtól eltérő, mérséklődő egyenlőtlenségekkel leírható pályán mozog. Az egyenlőtlenségek jövőben várható alakulására vonatkozóan így megerősítettük *Horridge–Rokicki* [2017] eredményeit.

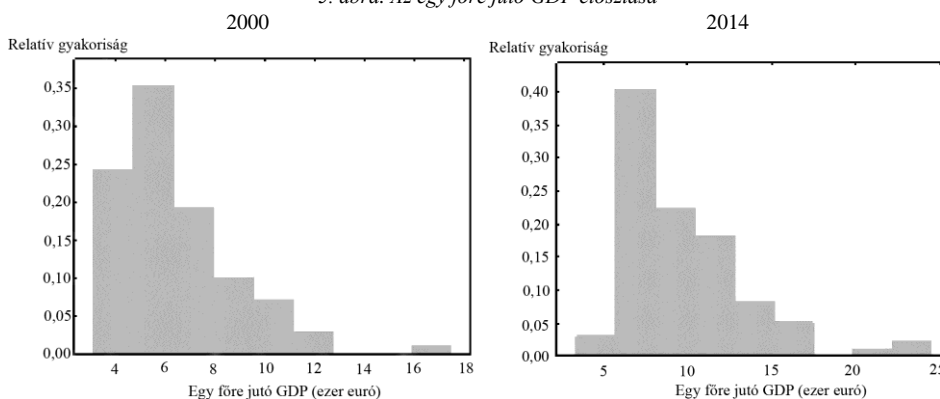
A tendenciákon kívül azt is vizsgáltuk, hogy az egyenlőtlenségek milyen arányban származnak az országok közötti és az országokon belüli egyenlőtlenségekből. A felbontást a variancia (szórásnégyzet) és a Theil-index segítségével végeztük el. Mindkét indikátor azt jelzi, hogy az időszak végére az országokon belüli eltérések váltak dominánssá, az egyenlőtlenségek több mint 80 százaléka ezekből adódott. (Lásd a 4. ábrát.)

4. ábra. A Theil-index és a variancia felbontása



Végül összehasonlítottuk a σ -konvergencia klasszikus értelmezése szerinti eloszlásokat. Az egy főre jutó GDP- adatok 2000-ben még egy balra ferdült, jobbra elnyúló eloszlást mutattak, 2014-re azonban, bár e karakterisztika megmaradt, már egy U-alakú, polarizált eloszlást (lásd az 5. ábrát), vagyis *Quah* [1996] megállapítását a kétmódusú eloszlás irányába való elmozdulásról *Fiaschi–Lavezzi* [2007] termelékenységéről levont következtetése mellett a visegrádi megyék is sugallják. Ezzel újabb megerősítést kaptak az elit divergáló jellegének.

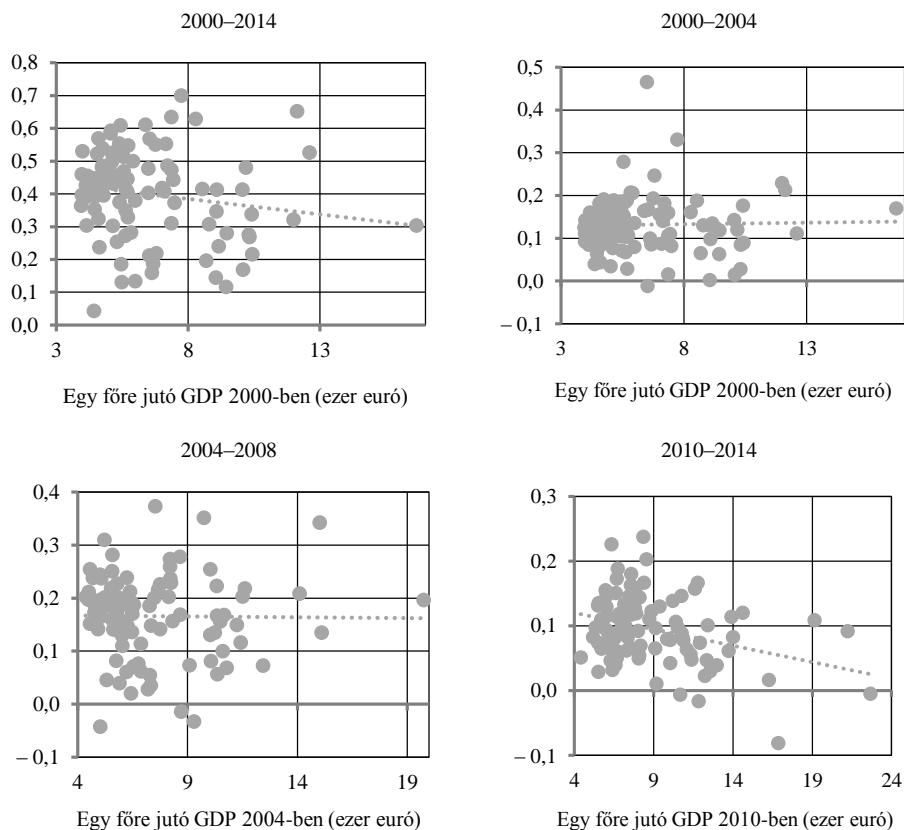
5. ábra. Az egy főre jutó GDP eloszlása



3.2. β -konvergencia

Az abszolút β -konvergencia hipotézise a teljes időszakra csak 10 százalékos szignifikanciaszint mellett teljesül, a 2000–2004-es és a 2004–2008-as időszakokban sem konvergenciát, sem divergenciát nem lehet igazolni. (Lásd a 3. táblázatot.) A válság utáni időszakban ugyanakkor a konvergencia erősen szignifikánssá vált, amihez a 6. ábra jobb alsó mezőjének tanúsága szerint jelentősen hozzájárult a legfejlettebb régiók lassú növekedése vagy visszaesése. A konvergenciát tehát elsősorban nem a felzárkózás, hanem a legfejlettebb megyék megtorpanása okozta. A felezési idő a teljes időszak alapján 28,6 év, a szignifikáns konvergenciát mutató válság utáni szakaszban pedig 52,2 év. (Lásd a 6. táblázatot.)

6. ábra. A β -konvergencia alakulása különböző időszakokban az egy főre jutó GDP függvényében



3. táblázat

Az abszolút β -konvergencia alakulása

Megnevezés	2000–2014	2000–2004	2004–2008	2010–2014
	közötti időszak			
Kezdeti szint	–0,0708* (0,042)	0,0070 (0,018)	–0,0117 (0,024)	–0,0479*** (0,017)
Konstans	1,0171*** (0,366)	0,0698 (0,155)	0,2696 (0,212)	0,5278*** (0,151)
R^2	0,028	0,001	0,002	0,095

Megjegyzés. Az eredményváltozó az adott időszak átlagos növekedése. Zárójelben a heteroszkedaszticitással korrigált standard hibákat tüntettük fel. * $p < 0,10\%$, *** $p < 0,01\%$; valamennyi modell maradéktagjára a Doornik–Hansen-teszt p -értéke $> 0,05$.

4. táblázat

Klubkonvergencia

Megnevezés	2000–2014	2000–2004	2004–2008	2010–2014
	közötti időszak			
Kezdeti szint	0,0977*** (0,035)	0,0117 (0,027)	0,0172 (0,025)	–0,0190 (0,025)
Csehország	–0,2614*** (0,044)	–0,0584*** (0,018)	–0,1300*** (0,026)	–0,0499*** (0,015)
Magyarország	–0,2833*** (0,038)	–0,0310 (0,026)	–0,2285*** (0,023)	0,0067 (0,022)
Lengyelország	–0,0328 (0,035)	–0,0431*** (0,013)	–0,0886*** (0,023)	0,0030 (0,016)
Konstans	–0,3441 (0,307)	0,0691 (0,237)	0,1280 (0,222)	0,2711 (0,231)
R^2	0,615	0,042	0,621	0,185

Megjegyzés. Az eredményváltozó az adott időszak átlagos növekedése. Zárójelben a heteroszkedaszticitással korrigált standard hibákat tüntettük fel. *** $p < 0,01\%$; valamennyi modell maradéktagjára a Doornik–Hansen-teszt p -értéke $> 0,05$.

Ahogy azt számos korábbi elemzés és a váltómozgás-elmélet sugallja (Kertész [2014]), valamint az eredményeink is alátámasztják, a kelet-európai országokon belüli és közötti konvergencia jelentősen eltér egymástól. Ezért azt feltételezhetjük, hogy az

országok *konvergenciaklubokat* képeznek. Ennek igazolása érdekében a β -konvergencia regresszióelemzését országdummykkal egészítettük ki (Szlovákiát tekintve referenciacsoportnak). Az országhatások leválasztása után a konvergencia „eltűnik”, a teljes időszakot szignifikáns divergencia jellemzi. Az országdummyk szignifikanciája arra utal, hogy az országok növekedése között szignifikáns különbségek vannak, a növekedést erősebben határozza meg egy adott országhoz tartozás, mint a kezdeti fejlettség. A cseh és a magyar megyék növekedésének mértéke 2000 és 2014 között szignifikánsan kisebbnek bizonyult, mint Szlovákiáé, és a válságig ez a lengyel megyékre is igaz volt. Különösen fontos területfejlesztési szempontból, hogy az EU-csatlakozást követő években az országhatások a többi időszakhoz képest lényegesen nagyobbá váltak. Mivel a teljes és a gazdasági válságot megelőző időszakban is a megykét divergencia jellemezte, felezési időt csak a válság utáni évekre számítottunk. Az 5 éves megfigyelésből számított 140 éves felezési idő a konvergencia hiányára utal, belátható időn belül tehát a regionális különbségek érdemi csökkenése nem várható.

5. táblázat

Feltételes konvergencia

Megnevezés	2000–2014	2000–2004	2004–2008	2010–2014
	közötti időszak			
Kezdeti szint	0,0655 (0,066)	-0,0313 (0,056)	-0,0358 (0,050)	-0,0140 (0,050)
Csehország	-0,2563*** (0,049)	-0,0525** (0,026)	-0,1159*** (0,029)	-0,0465*** (0,017)
Magyarország	-0,2875*** (0,040)	-0,0357 (0,028)	-0,2346*** (0,023)	0,0101 (0,027)
Lengyelország	-0,0459 (0,040)	-0,0619*** (0,022)	-0,1065*** (0,028)	0,0076 (0,024)
Városméret	0,00003 (0,000)	0,00003 (0,000)	0,00005* (0,000)	0,00000 (0,000)
Népsűrűség	0,0001 (0,000)	0,0003*** (0,000)	-0,00001 (0,000)	0,00010 (0,000)
Nagyvárosi agglomeráció	-0,0246 (0,059)	-0,0391 (0,031)	0,0204 (0,025)	0,0275 (0,024)
Konstans	-0,076 (0,576)	0,4216 (0,488)	0,5984 (0,444)	0,2333 (0,456)
R^2	0,623	0,129	0,648	0,205

Megjegyzés. Az eredményváltozó az adott időszak átlagos növekedése. Zárójelben a heteroszkedaszticitással korrigált standard hibákat tüntettük fel. * $p < 0,10\%$, ** $p < 0,05\%$, *** $p < 0,01\%$; valamennyi modell maradéktagjára a Doornik–Hansen-teszt p -értéke $> 0,05$.

A *feltételes konvergencia* vizsgálatához további magyarázó változókat, a megye legnagyobb városának népességét, a megye népsűrűségét és a nagyvárosi agglomerációt is „beemeltük” a β -konvergencia regresszióelemzésébe. Növekedési szempontból azonban ezek a magyarázó változók legtöbbször inszignifikánsnak bizonyultak, egyes időszakokban még a várt pozitív előjel sem realizálódott. A térségben az agglomerációs előnyök a növekedés szempontjából nem számottevők. *Lengyel–Kotosz* [2018] korábban már kimutatta, hogy a felzárkózás tekintetében a városméret csak 100 000 lakosig számít jelentős tényezőnek. Erősen szignifikánsak maradtak ugyanakkor az országok közötti különbségek, ami alapján úgy tűnik, hogy a megyék növekedése szempontjából döntő a tágran értelmezett országos szintű intézmények (ideértve a területi fejlődést meghatározó jogi szabályozórendszert, illetve a gazdaság- és a területfejlesztési politikát is) szerepe. Bár a konvergencia szempontjából jelentős kezdeti fejlettség paramétere a részidőszakokban negatív volt, mégsem volt szignifikáns; emellett a 100 év körüli felezési idők is azt jelzik, hogy érdemi közeledés a visegrádi országok megyei között nem várható. Összességében tehát szignifikáns konvergenciát az országhatások figyelembevételével nem sikerült kimutatni.

6. táblázat

A konvergencia felezési ideje
(év)

Konvergencia típusa	2000–2014	2000–2004	2004–2008	2010–2014
	közötti időszak			
Abszolút	28,6	n. a.	231,1	52,2
Klub	n. a.	n. a.	n. a.	140,0
Feltételes	n. a.	82,9	71,1	191,9

Bár *Aiginger–Firgo–Huber* [2013] eredményeivel összhangban vizsgálatunkban is megfigyelhető az országok közötti konvergencia, az országokon belül hosszabb távon divergenciát tapasztaltunk: lelassult az alacsonyabb fejlettségű régiók felzárkózása. A növekedési pályák országspecifikusak, egy adott országhoz való tartozás erősebben határozza meg a növekedés mértékét, mint a kezdeti fejlettség vagy a városiasodás és az abból fakadó előnyök. Ez a megállapítás nemcsak a mai országhatárokra vonatkozó eredményekkel cseng egybe, de *Oto–Peralias–Romero–Avila* [2017] következtetéseivel is, akik a jelenlegi spanyol gazdasági teljesítmény törésvonalai és a középkori határok elhelyezkedése között találtak kapcsolatot. A megyék legnagyobb városának mérete és a megyék népsűrűsége csak egy-egy részidőszakban gyakorolt szignifikáns hatást, ami összefüggésben állt a legmagasabb fejlettségű régiók eltérő növekedési pályáival.

4. Összegzés

Számításaink szerint a visegrádi országok megyéinek egy főre jutó GDP-je 2000 és 2014 között nem mutatott egyértelműen konvergenciát. Kivételt képez ez alól a válság utáni 2010–2014-es időszak, amikor szignifikáns konvergenciát elsősorban amiatt tudunk igazolni, mert a fejlett régiók egy részében lelassult a növekedés mértéke. A részletes elemzések a növekedés heterogenitására hívják fel a figyelmet.

Eredményeink alapján a legfejlettebb régiók a többinél jellemzően gyorsabban, de divergálva fejlődnek. E megállapítás ellentétes a klubkonvergenciát definiáló *Baumol* [1986] országok szintjén szerzett tapasztalataival, amelyek szerint a fejlett (elit) országok konvergálnak egymással. Fontos lenne ezért a nagyvárosi régiók elkülönített vizsgálata, melyek sajátosságainak kvalitatív módszerekkel való tanulmányozása további növekedési faktorokat tárhat fel.

A jövőben ugyancsak indokolt lehet jelen kutatás kibővítése. Így a feltételes β -konvergencia modelljében egyrészt górcső alá vehetők majd egyéb növekedési tényezők is. A regionális versenyképesség számos inputja szerepelhet kontrollváltozóként, csak a megbízható adatok elérhetősége szabhat korlátot a humán és a fizikai tőke, illetve az egyes kutatás-fejlesztési elemek modellbe emelésének. NUTS 3 szinten a vállalatoktól származó adatok jelentős része azonban használhatatlan, mivel azok csak a vállalatok székhelye szerint állnak rendelkezésre, és jelentős mértékben torzítanak a fővárosok „javára”. A növekedést elméletileg meghatározó tényezőkre még Nyugat-Európában is csak NUTS 2 vagy annál magasabb területi szinten érhető el adatok.

Tovább lépési lehetőséget jelent a módszertani szempontból robusztus becslőfüggvények (például a kvantilis regresszió), a nemlineáris konvergenciamodellek, illetve a területi ökonometria eszköztárának alkalmazása is, amelyek térbeli összefüggéseket és ezen keresztül a növekedésben tapasztalható, ún. közelségi hatásokat³ is figyelembe vesznek. Mindezeket túl a lokális konvergencia vizsgálata szintén alkalmas lehet „hot spotok” feltárására.

Irodalom

- AIGINGER, K. – FIRGO, M. – HUBER, P. [2013]: What can EMU's peripheral countries learn from regional growth? In: *Lacina, L. – Rozmahel, P. – Rusek, A. (eds.): Political Economy of Eurozone Crisis*. Mendel European Center. Brno. pp. 24–46.
- ANNONI, P. – DIJKSTRA, L. – GARGANO, N. [2017]: *The EU Regional Competitiveness Index 2016*. European Commission Working Papers. No. 02/2017. European Union. <https://doi.org/10.2776/94425>

³ Az események hatást gyakorolnak a földrajzilag közel található szereplőkre és tevékenységre (*Elekcs-Juhász* [2017], *Torre* [2009], *Varga* [2002]).

- ANWAR K. – SZŐKÉNÉ BOROS ZS. [2008]: A láncindexek alkalmazása a nemzeti számlákban. *Statistikai Szemle*. 86. évf. 7–8. sz. 713–731. old.
- ARTELARIS, P. – KALLIORAS, D. – PETRAKOS, G. [2010]: Regional inequalities and convergence clubs in the European Union new member states. *Eastern Journal of European Studies*. Vol. 1. No. 1. pp. 113–133. <https://core.ac.uk/download/pdf/6665579.pdf>
- BARRO, R. – SALA-I-MARTIN, X. [1991]: Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program*. Vol. 22. No. 1. pp. 107–182. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1991/01/1991a_bpea_barro_salaimartin_blanchard_hall.pdf
- BAUMOL, W. J. [1986]: Productivity growth, convergence and welfare: What the long run data show? *The American Economic Review*. Vol. 76. No. 5. pp. 1072–1185.
- BENEDEK J. – KOCZISZKY GY. [2017]: Területi polarizáció és konvergencia a visegrádi országokban. *Magyar Tudomány*. 3. sz. 261–272. old.
- BOURDIN, S. [2013]: Pour une approche géographique de la convergence économique. Les inégalités régionales dans l'Union Européenne et leur évolution. *L'Espace géographique*. Tome 42. No. 3. pp. 270–285. <https://doi.org/10.3917/eg.423.0270>
- BRANDMUELLER, T. – SCHAFER, G. – EKKEHARD, P. – MÜLLER, O. – ANGELOVA-TOSHEVA, V. [2017]: Territorial indicators for policy purposes: NUTS regions and beyond. *Regional Statistics*. Vol. 7. No. 1. pp. 78–89. <https://doi.org/10.15196/RS07105>
- CAPELLO, R. – CARAGLIU, A. – FRATESI, U. [2015]: Spatial heterogeneity in the costs of the economic crisis in Europe: Are cities sources of regional resilience? *Journal of Economic Geography*. Vol. 15. Issue 5. pp. 951–972. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbu053>
- CAPELLO, R. – NIJKAMP, P. [2009]: Introduction: Regional growth and development theories in the twenty-first century – Recent theoretical advances and future challenges. In: Capello, R. – Nijkamp, P. (eds.): *Handbook of Growth and Development Theories*. Edward Elgar. Cheltenham. pp. 1–16. https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2010.00711_15.x
- CORTINOVIS, N. – XIAO, J. – BOSCHMA, R. – OORT, F. V. [2016]: *Quality of Government and Social Capital as Drivers of Regional Diversification in Europe*. Papers in Evolutionary Economic Geography. No. 16.10. Utrecht University. Utrecht. <http://econ.geo.uu.nl/peeg/peeg1610.pdf>
- CUARESMA, J. C. – DOPPELHOFER, G. – FELDKIRCHER, M. [2014]: The determinants of economic growth in European regions. *Regional Studies*. Vol. 48. No. 1. pp. 44–67. <https://doi.org/10.1080/00343404.2012.678824>
- CZALLER R. [2016]: Agglomeráció, regionális növekedés és konvergencia. *Területi Statisztika*. 56. évf. 3. sz. 275–300. old.
- DURLAUF, S. N. – JOHNSON, P. A. – TEMPLE, J. [2005]: Growth econometrics. In: Aghion, P. – Durlauf, S. N. (eds.): *Handbook of Economic Growth*. North Holland. Amsterdam. pp. 555–677.
- DUSEK T. – KISS J. [2008]: A regionális GDP értelmezésének és használatának problémái. *Területi Statisztika*. 48. évf. 3. sz. 264–280. old.
- DUSEK T. – KOTOSZ B. [2016]: *Területi statisztika*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- EUROSTAT [2018]: *Database*. <https://ec.europa.eu/eurostat/en/data/database>
- ELEKES Z. – JUHÁSZ S. [2017]: A technológiai közelség által közvetített agglomerációs előnyök hatása a hazai vállalatok túlélésére. *Tér és Társadalom*. 31. évf. 3. sz. 3–24. old. <http://dx.doi.org/10.17649/TET.31.3.2873>

- FARKAS B. [2017]: *Piacgazdaságok az Európai Unióban*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- FIASCHI, D. – LAVEZZI, A. M. [2007]: Productivity polarization and sectoral dynamics in European regions. *Journal of Macroeconomics*. Vol. 29. No. 3. pp. 612–637. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2007.03.003>
- FISCHER, M. – STUMPNER, M. [2009]: Income distribution dynamics and cross-region convergence in Europe. In: *Fischer, M. – Getis, A. (eds.): Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer. Berlin, Heidelberg, New York. pp. 599–628.
- FORGÓ, B. – JEVCÁK, A. [2015]: *Economic Convergence of Central and Eastern European EU Member States over the Last Decade (2004–2014)*. European Economy Discussion Papers. No. 001. European Union. Brussels. <http://dx.doi.org/10.2765/89677>
- FUSS, C. [1999]: Mesures et tests de convergence: une revue de la littérature. *Revue de l'OFCE*. No. 69. pp. 221–249. https://www.persee.fr/doc/ofce_0751-6614_1999_num_69_1_1546
- GOECKE, H. – HÜTHER, M. [2016]: Regional convergence in Europe. *Intereconomics*. Vol. 51. No. 3. pp. 165–171. <http://dx.doi.org/10.1007/s10272-016-0595-x>
- GONZÁLEZ-VAL, R. – OLMO, J. [2015]: Growth in a cross-section of cities: Location, increasing returns or random growth? *Spatial Economic Analysis*. Vol. 10. No. 2. pp. 230–261. <https://doi.org/10.1080/17421772.2015.1023337>
- GRASLAND, C. – MADELIN, M. (eds.) [2007]: *The Modifiable Area Unit Problem*. Final report of ESPON Project 3.4.1. ESPON Monitoring Committee. Luxembourg. https://www.espon.eu/sites/default/files/attachments/espon343_maup_final_version2_nov_2006.pdf
- HARCSA I. [2015a]: A területi fejlettség és egyenlőtlenségek lehetséges értelmezései – kritikai értékelés és kutatási eredmények I. *Statisztikai Szemle*. 93. évf. 5. sz. 460–486. old.
- HARCSA I. [2015b]: A területi fejlettség és egyenlőtlenségek lehetséges értelmezései – kritikai értékelés és kutatási eredmények II. *Statisztikai Szemle*. 93. évf. 6. sz. 521–551. old.
- HERZ, B. – VOGEL, L. [2013]: Regional convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from a decade of transition. In: *Hausen, C. – Resinek, M. – Schürmann, N. – Stierle, M. (eds.): Determinants of Growth and Business Cycles: Theory, Empirical Evidence and Policy Implications*. Springer. Berlin. pp. 155–179.
- HORRIDGE, M. – ROKICKI, B. [2017]: The impact of European Union accession on regional income convergence within the Visegrad countries. *Regional Studies*. Vol. 52. No. 4. pp. 503–515. <http://dx.doi.org/10.1080/00343404.2017.1333593>
- HUGGINS, R. – THOMPSON, P. (eds.) [2017]: *Handbook of Regions and Competitiveness. Contemporary Theories and Perspectives on Economic Development*. Edward Elgar. Cheltenham. <https://doi.org/10.4337/9781783475018>
- HÜTTL A. [1997]: Fogalmak és módszerek. A bruttó hazai termék, azaz a GDP statisztikája. *Sigma*. 28. évf. 1–2. sz. 51–74. old.
- HÜTTL A. [2011]: Mit mérnek a nemzeti számlák? *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 10–11. sz. 1098–1112. old.
- HÜTTL A. – POZSONYI P. – SZŐKÉNÉ BOROS ZS. [2015]: A bruttó hazai termék becslése a folyó ártól az implicit árindexig. *Statisztikai Szemle*. 93. évf. 6. sz. 598–609. old.
- KERTÉSZ K. [2014]: A nemzetgazdasági és a regionális konvergencia mérése az EU-ban. *Közgazdasági Szemle*. LXI. évf. December. 1444–1462. old.

- KOTOSZ B. [2016]: A konvergencia területisége és lokális mérési lehetőségei: módszertani áttekintés. *Területi Statisztika*. 56. évf. 2. sz. 139–157. old. <https://doi.org/10.15196/TS560203>
- LE GALLO, J. – FINGLETON, B. [2014]: Regional growth and convergence empirics. In: Fischer, M. – Nijkamp, P. (eds.): *Handbook of Regional Science*. Springer. Heidelberg. pp. 291–315.
- LENGYEL I. [2017]: Competitive and uncompetitive regions in transition economies: The case of the Visegrad post-socialist countries. In: Huggins, R. – Thompson, P. (eds.): *Handbook of Regions and Competitiveness. Contemporary Theories and Perspectives on Economic Development*. Edward Elgar. Cheltenham. pp. 398–415. <https://doi.org/10.4337/9781783475018>
- LENGYEL I. – KOTOSZ B. [2018]: Felzárkózás és/vagy távolságtartó növekedés? A visegrádi országok térségeinek fejlődéséről. *Tér és Társadalom*. 32. évf. 1. sz. 1–22. old. <https://doi.org/10.17649/TET.32.1.2910>
- MAJOR K. – NEMES NAGY J. [1999]: Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években. *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 6. sz. 397–421. old.
- MCCANN, P. – OORT, F. V. [2009]: Theories of agglomeration and regional economic growth: A historical review. In: Capello, R. – Nijkamp, P. (eds.): *Handbook of Regional Growth and Development Theories*. Edward Elgar. Cheltenham. pp. 19–32.
- MONASTIRIOTIS, V. [2011]: *Regional Growth and Dynamics in Central and Eastern Europe*. LEQS Paper. No. 33/2011. The London School on Economics and Political Science. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1802420>
- MONFORT, P. [2008]: *Convergence of EU regions. Measures and Evaluation*. European Union Regional Policy Working Papers. No. 01/2008. European Commission. http://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/work/200801_convergence.pdf
- OBLATH G. [2013]: Hány év múlva? A konvergencia természetéről és időigényéről. *Statisztikai Szemle*. 91. évf. 10. sz. 925–946. old.
- OTO-PERIALIAS, D. – ROMERO-AVILA, D. [2017]: Historical frontiers and the rise of inequality: The case of the frontier of Granada. *Journal of the European Economic Association*. Vol. 15. Issue 1. pp. 54–98. <https://dx.doi.org/10.1093/jeea/jvw004>
- QUAH, D. [1996]: Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. *The Economic Journal*. Vol. 106. No. 437. pp. 1045–1055. <https://dx.doi.org/10.2307/2235377>
- SIMIONESCU, M. [2015]: About regional convergence clubs in the European Union. *Proceedings of Rijeka School of Economics*. Vol. 33. No. 1. pp. 67–80.
- SMETKOWSKI, M. – WOJCIK, P. [2012]: Regional convergence in Central and Eastern European countries? A multidimensional approach. *European Planning Studies*. Vol. 20. No. 6. pp. 923–939. <https://doi.org/10.1080/09654313.2012.673560>
- SOLOW, R. [1956]: A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 70. No. 1. pp. 65–94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- STIGLITZ, J. E. – SEN, A. – FITOUSSI, J.-P. [2009]: *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*. <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/118025/118123/Fitoussi+Commission+report>
- SZABÓ A. [2016]: A vásárlóerő-paritási rejtély lehetséges magyarázatai, az elméleti modell javításai. *Competitio*. XV. évf. 2. sz. 61–78. old. <https://doi.org/10.21845/comp/2016/2/4>
- TORRE, A [2009]: Retour sur la notion de Proximité Géographique. *Géographie, économie, société*. Tome 11. No. 1. pp. 63–75.

- THISSEN, M – GRAAFF, T. D. – OORT, F. V. [2016]: Competitive network positions in trade and structural economic growth: A geographically weighted regression analysis for European regions. *Papers in Regional Science*. Vol. 95. No. 1. pp. 159–180. <https://doi.org/10.1111/pirs.12224>
- YOUNG, A. T. – HIGGINS, M. J. – LEVY, D. [2008]: Sigma convergence versus beta convergence: Evidence from US county-level data. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 40. Issue 5. pp. 1083–1093. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2008.00148.x>
- VARGA A. [2002]: Térökonometria. *Statisztikai Szemle*. 80. évf. 4. sz. 354–370. old.
- ZDRAŽIL, P. – APPLOVÁ, P. [2016]: Growth disparities among regions of the Visegrad Group countries: An evidence of their extent and nature. *Ekonomie*. Vol. 19. No. 2. pp. 37–54. <https://doi.org/10.15240/tul/001/2016-2-003>

Summary

This study analyses the convergence process in the regions of the four Visegrad countries (Czech Republic, Hungary, Poland, and Slovakia) in the period of 2000–2014. The data were collected at NUTS 3 level, because this territorial scope is closer to the real spatial structure of the economy than the NUTS 2 level that is used in similar analyses; however, where it is necessary, the regions are merged. For methodological reasons, the production approach of the gross domestic product is used to eliminate the distortion of purchasing power parity measured only at national level. The empirical evidence shows the lack of convergence for the full period, the inequalities decreased only after the 2008 crisis. In the growth process, it seems crucial to which country the regions belong to as the national institutions and processes are more determinant than the initial development level of the regions or the agglomeration advantages of the cities.